

Article

« La relation entre les dépenses et les recettes publiques dans une économie régionale : le Québec, 1955-82 »

Syed M. Ahsan et Balbir S. Sahni

L'Actualité économique, vol. 63, n° 4, 1987, p. 295-310.

Pour citer cet article, utiliser l'adresse suivante :

<http://id.erudit.org/iderudit/601424ar>

Note : les règles d'écriture des références bibliographiques peuvent varier selon les différents domaines du savoir.

Ce document est protégé par la loi sur le droit d'auteur. L'utilisation des services d'Érudit (y compris la reproduction) est assujettie à sa politique d'utilisation que vous pouvez consulter à l'URI <http://www.erudit.org/apropos/utilisation.html>

Érudit est un consortium interuniversitaire sans but lucratif composé de l'Université de Montréal, l'Université Laval et l'Université du Québec à Montréal. Il a pour mission la promotion et la valorisation de la recherche. Érudit offre des services d'édition numérique de documents scientifiques depuis 1998.

Pour communiquer avec les responsables d'Érudit : erudit@umontreal.ca

LA RELATION ENTRE LES DÉPENSES ET LES RECETTES PUBLIQUES DANS UNE ÉCONOMIE RÉGIONALE : LE QUÉBEC, 1955-82

Syed M. AHSAN
et Balbir S. SAHNI
Université Concordia

La croissance des dépenses publiques mène-t-elle à une augmentation des revenus ou est-ce la croissance des revenus provinciaux qui fait augmenter les dépenses publiques ? De récentes études ont démontré qu'il y a une dépendance mutuelle entre les dépenses publiques et le PNB. Ces résultats ont des implications évidentes pour les politiques et les prévisions économiques. Les auteurs du présent article se demandent si ces résultats sont valables pour une économie régionale (tel qu'une province faisant partie d'une confédération) où les dépenses et les recettes publiques dépendent directement et indirectement d'un bon nombre d'accords et de programmes négociés avec le gouvernement fédéral. Cette étude démontre que même dans un contexte régional, il existe une relation avec feedback entre ces deux variables. Ainsi, la croissance des dépenses publiques et celle des revenus provinciaux au Québec se renforcent mutuellement en dépit des facteurs exogènes. Les auteurs suggèrent donc que le choix des politiques économiques se fasse dans un contexte plus global où l'on tiendrait compte de cette dépendance mutuelle.

Relationship between public expenditure and income in a regional economy : Quebec 1955-82 — Does public expenditure growth stimulate income or is it the increase in provincial income which causes government spending to rise ? Recent studies have shown that, at the national level, total public spending and national income are mutually dependent on each other in the causal sense. This finding has clear implications for economic policy and forecasting. In this paper the authors examine whether the above conclusion holds in a regional economy (such as a province in a Confederation) where both regional income and public expenditure are affected, directly and indirectly, by a host of agreements and programs negotiated with the federal government. This study shows that even in such a context, both the variables exhibit a feedback relationship. Thus, increases in public expenditure and provincial income in Quebec, in spite of exogenous forces, reinforce each other. Consequently, the authors suggest that public policy options be examined in terms of a more general framework embodying the joint-dependence.

Les recherches citées dans ce document ont été soutenues par une subvention du gouvernement du Québec dans le cadre du programme FCAR (#EQ2958 de 1985-86). Toutes les estimations statistiques ont été effectuées par Andy Kwan, un étudiant de 3^e cycle à l'Université Concordia. Les auteurs voudraient remercier le (la) répondant(e) anonyme pour l'aide apportée à cet article qui a aussi bénéficié des discussions avec Philippe Callier et Caroline Pestieau.

1. INTRODUCTION

La question de causalité dans la relation entre les dépenses publiques et le PNB n'a pas été examinée à fond jusqu'ici. Dans les études empiriques de finances publiques traditionnelles, qui traitent de la croissance des dépenses publiques, la croissance du PNB a été généralement la variable explicative¹. Les modèles traditionnels macroéconomiques, par contre, expliquent les variations du PNB en traitant les dépenses publiques comme un facteur exogène. Il semblerait donc qu'une vérification empirique de la dépendance mutuelle entre ces deux variables soit nécessaire avant d'être à même de spécifier correctement le rôle du secteur public dans un modèle économique. Sahni et Singh (1984) et Singh et Sahni (1984, 1986) ont récemment procédé à de telles vérifications en utilisant le test de causalité de Granger². Ils arrivent à la principale conclusion qu'en Inde, au Canada, et aux États-Unis, il existe une dépendance conjointe entre les dépenses publiques et le PNB. Ils trouvent généralement une causalité bidirectionnelle du niveau agrégé. Toutefois, ce n'est pas le cas quand les vérifications se font à un niveau désagrégatif pour les différentes catégories de dépenses publiques. On trouve à ce niveau des résultats qui varient beaucoup, indiquant parfois une relation unidirectionnelle (revenus → dépenses, ou dépenses → revenus), et parfois une relation avec feedback (revenus ↔ dépenses).

On a tenté récemment de développer des modèles économétriques de prévisions pour les régions qui sont liées à un système fédéral (comme les provinces au Canada) ou à un système transnational (par exemple, les membres de la Communauté économique européenne) par une structure intégrée de politiques économiques « communes »³. Quoique la reconnaissance de l'interdépendance entre les économies, dans un contexte national ou international, rende les modèles économiques plus réalistes, elle soulève aussi d'autres questions quant au fonctionnement du secteur public. Souvent les dépenses importantes (par exemple, le bien-être social, l'assurance-maladie) sont partagées avec le gouvernement fédéral et les responsabilités fiscales sont déterminées à la suite de consultations bilatérales. Ces facteurs indiquent que dans un système fédéral, les dépenses publiques au niveau provincial sont plus exogènes qu'au niveau national. Ce point de vue prend encore plus d'importance quand on tient compte du fait que les recettes publiques des provinces canadiennes, y compris celles du Québec,

1. Voir Atkinson-Stiglitz (1980, pp. 321-329) pour un bref compte-rendu de la littérature empirique.

2. Les références classiques sont Granger (1969) et Sims (1972). On peut également consulter Singh et Sahni (1984) pour des références supplémentaires.

3. On peut mentionner Anastasopoulos et Sims (1983) pour le Québec au sein du Canada, Gunning *et al* (1976) et Linneman *et al* (1979) pour l'OCDE. Tandis que le premier article parle de politiques commerciales entre le Québec et ses partenaires, les deux autres études parlent de l'impact des prix de l'énergie et de politiques agricoles, respectivement.

bénéficient considérablement de la péréquation financée par le gouvernement fédéral⁴. Il reste cependant que le Québec est la province la plus autonome qui ait son propre système fiscal et son propre système de sécurité sociale (le plan de pension du Québec)⁵. Il y a quand même des facteurs externes qui influencent, soit directement ou indirectement, les dépenses et les revenus provinciaux.

Le principal objectif de cet article est de vérifier si la relation bidirectionnelle entre les dépenses publiques et le PNB que l'on retrouve à l'échelle nationale est valable pour une économie régionale, telle que la province de Québec. Autrement dit, nous vérifions l'hypothèse qui veut que les effets exogènes d'un accord avec le gouvernement fédéral altèrent la relation entre les dépenses publiques (soit à un niveau agrégatif, soit selon les différentes catégories de ces dépenses) et les revenus provinciaux. S'il en ressort un modèle de relation bidirectionnelle, on aurait à conclure que la gestion financière appartient aux autorités régionales. Si, par contre, on retrouve une causalité unidirectionnelle (revenus → dépenses, ou dépenses → revenus), il serait très important de vérifier l'ampleur des effets exogènes sur les dépenses et les revenus régionaux.

L'échantillon choisi couvre les années budgétaires 1955 à 1982, période qui a été marquée par d'importants développements socio-économiques et par une importante croissance des dépenses au niveau agrégatif ou désagrégatif. Nous examinons ces points brièvement dans la deuxième partie de cet article où nous indiquons aussi notre méthodologie ainsi que les méthodes d'estimation utilisées. Nous examinons les résultats empiriques dans la troisième partie. Finalement, dans la dernière partie, on retrouvera les conclusions et l'orientation que pourrait prendre toute recherche future sur ce sujet.

II. PROFIL DES DÉPENSES, MÉTHODOLOGIE ET MÉTHODES D'ESTIMATION

A. *Le profil des dépenses au Québec*

La période que couvre cette étude englobe les points tournants de l'histoire socio-économique du Québec. À partir de la période précédant la Révolution tranquille, les politiques socio-économiques adoptées par les gouvernements successifs (par exemple, Libéral, Union Nationale, Parti Québécois) ont considérablement augmenté l'importance du secteur public au Québec. Parmi les développements importants, il faut mentionner la nationalisation de l'électricité sous la gouverne d'Hydro-Québec (1962), la Société générale de financement (1962), la Caisse de Dépôt et Placement (1965), le début du projet de la Baie

4. Le programme, tel qu'il existe, est plus complexe ; il est renégocié de temps à autre. Les taux de l'impôt et les revenus imposables sont évalués sur une base per capita. On compare ensuite, pour chaque province, la provenance de chaque impôt à la moyenne nationale et un transfert est effectué, s'il y existe une différence. Le gouvernement fédéral débourse ces paiements de ses revenus généraux. En 1982-83, par exemple, le Québec a reçu un peu plus de trois milliards de dollars, ce qui représente 12,4% des dépenses totales pour cette année-là.

5. En-dehors du Québec, les particuliers paient une partie de leur impôt fédéral à la trésorerie provinciale. Ces provinces utilisent donc les mêmes revenus imposables. Le Québec, par contre, exerce le droit de passer ses propres lois pour les impôts.

TABLEAU 1
DÉPENSES BRUTES, PAR CATÉGORIES ET REVENUS PROVINCIAUX (AUX PRIX DE 1980)

| Année | Sociales | Développement | Administration | Charges (dette publique) | Autres | Dépenses totales | Revenus provinciaux |
|-------|------------|---------------|----------------|-----------------------------|-----------|---------------------|------------------------|
| 1955 | 643 997 | 473 722 | 134 914 | 103 055 | 39 127 | 1 394 814 | 18 319 588 |
| 1956 | 709 930 | 541 136 | 135 289 | 105 731 | 46 561 | 1 538 648 | 19 750 831 |
| 1957 | 746 671 | 589 967 | 149 805 | 109 114 | 44 899 | 1 640 456 | 20 328 990 |
| 1958 | 912 442 | 594 750 | 151 840 | 117 481 | 47 317 | 1 823 830 | 20 480 769 |
| 1959 | 986 481 | 628 978 | 160 805 | 141 579 | 34 179 | 1 952 022 | 21 405 660 |
| 1960 | 1 092 323 | 691 655 | 184 413 | 82 612 | 54 658 | 2 105 661 | 22 124 224 |
| 1961 | 1 468 997 | 795 040 | 220 972 | 87 722 | 82 222 | 2 694 954 | 23 216 049 |
| 1962 | 2 081 491 | 700 174 | 233 735 | 108 027 | 106 421 | 3 229 848 | 24 817 073 |
| 1963 | 2 296 458 | 793 177 | 278 407 | 165 222 | 127 674 | 3 660 937 | 25 865 269 |
| 1964 | 2 547 589 | 856 402 | 284 213 | 202 522 | 150 857 | 4 041 583 | 28 081 633 |
| 1965 | 2 971 927 | 1 129 585 | 288 418 | 177 669 | 456 229 | 5 023 828 | 29 887 006 |
| 1966 | 3 160 835 | 1 318 312 | 336 829 | 202 973 | 534 932 | 5 553 881 | 32 032 520 |
| 1967 | 3 578 435 | 1 345 500 | 396 302 | 235 891 | 554 328 | 6 110 456 | 33 257 813 |
| 1968 | 4 373 695 | 1 200 332 | 449 955 | 272 768 | 567 635 | 6 864 385 | 34 649 874 |
| 1969 | 4 638 564 | 1 135 137 | 483 528 | 321 205 | 639 142 | 7 217 576 | 36 366 265 |
| 1970 | 5 251 185 | 1 135 436 | 591 196 | 360 905 | 611 420 | 7 950 143 | 36 900 693 |
| 1971 | 7 604 890 | 1 562 423 | 900 130 | 541 324 | 694 101 | 11 302 868 | 39 301 342 |
| 1972 | 7 940 874 | 1 652 731 | 935 806 | 610 256 | 825 544 | 11 965 211 | 41 608 102 |
| 1973 | 8 133 090 | 1 676 402 | 975 068 | 650 502 | 938 164 | 12 373 227 | 43 956 445 |
| 1974 | 8 787 051 | 1 834 320 | 1 218 173 | 616 455 | 1 024 107 | 13 480 105 | 46 226 565 |
| 1975 | 9 771 483 | 2 003 335 | 1 251 049 | 716 436 | 1 206 636 | 14 948 939 | 48 073 700 |
| 1976 | 10 804 978 | 1 840 141 | 1 357 032 | 811 306 | 1 198 388 | 16 011 845 | 50 695 531 |
| 1977 | 11 477 193 | 1 854 752 | 1 435 867 | 996 875 | 1 101 617 | 16 866 304 | 50 912 647 |
| 1978 | 11 810 966 | 1 884 544 | 1 685 798 | 1 055 489 | 1 642 564 | 18 079 360 | 53 579 657 |
| 1979 | 11 747 45 | 1 900 368 | 1 791 425 | 1 084 451 | 1 553 297 | 18 076 998 | 54 704 444 |
| 1980 | 12 561 753 | 1 805 840 | 1 938 533 | 1 365 803 | 1 374 812 | 19 046 741 | 55 777 000 |
| 1981 | 13 212 093 | 1 807 728 | 1 970 312 | 1 702 272 | 1 347 334 | 20 039 738 | 57 544 959 |
| 1982 | 13 448 476 | 1 756 961 | 1 851 006 | 1 835 330 | 1 390 104 | 20 281 877 | 52 691 297 |

James (1971) et le rachat de la Corporation Asbestos par la Société nationale d'amiante (1979-82).

De telles politiques et d'autres programmes semblables ont eu comme effet cumulatif la croissance presque simultanée des dépenses et des recettes publiques au niveau provincial⁶. La valeur nominale des dépenses publiques a augmenté de 50 fois et la valeur réelle de 14 fois (au prix de 1980)⁷⁻⁸. De même, les recettes publiques ont augmenté de 12 fois en valeur nominale et de 2,9 fois en valeur réelle.

L'importance relative des diverses catégories de dépenses publiques a considérablement changé de 1955 à 1982. Par souci de commodité, nous avons regroupé les dépenses en cinq catégories distinctes :

1. Dépenses sociales (santé, éducation, bien-être)
2. Dépenses vouées au développement (transport et communication, ressources naturelles et industries primaires, le commerce et l'expansion industrielle)
3. Dépenses administratives (dépenses d'ordre général, la protection de la personne et des biens)
4. Charges de la dette publique
5. Autres dépenses

La part des dépenses sociales a considérablement augmenté de 46,2 pourcent à 66,3 pourcent des dépenses totales. Par contre, la part des dépenses vouées au développement a baissé de 34 pourcent à 8,7 pourcent. Tandis que la part des dépenses administratives est restée stable à 9,6 pourcent en 1955 et à 9,2 pourcent en 1982, les charges de la dette publique ont subi une légère hausse. Les autres dépenses, regroupées dans la catégorie « autres », ont augmenté leur part de 2,8 pourcent à 6,9 pourcent.

B. *Méthodologie des tests de causalité*

Soit deux variables stationnaires stochastiques X et Y , indiquant respectivement les dépenses et les revenus publics provinciaux. L'argument principal de la méthode Granger veut que Y soit déterminé par X , si l'on peut mieux prédire Y à partir de toutes les données appropriées, y compris les valeurs antérieures de Y , plutôt qu'à partir d'un autre scénario qui exclut les valeurs antérieures de X .⁹ On peut généralement déterminer la direction de la causalité en régressant toutes les variables, y compris les valeurs courantes et antérieures de X et de

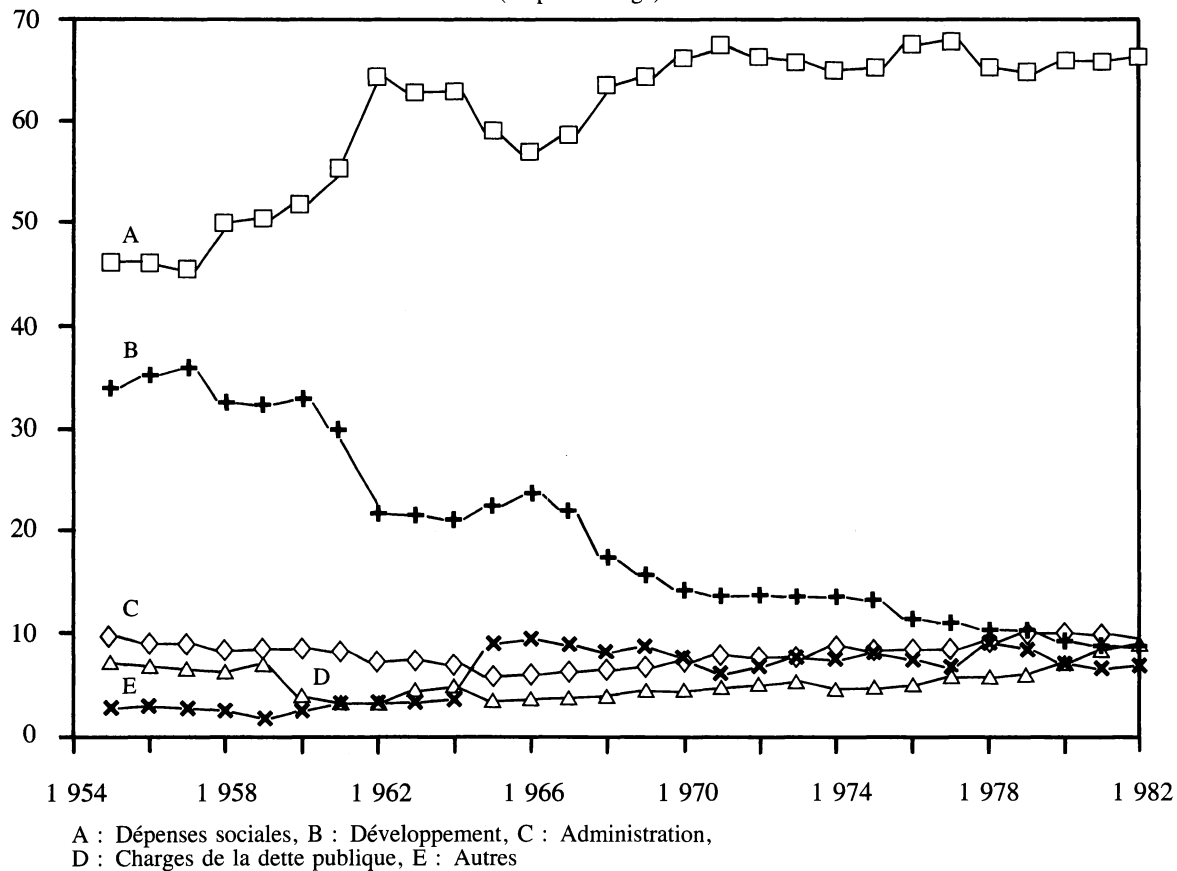
6. Pour fins pratiques, nous utilisons les dépenses totales, y compris les transferts parvenant du gouvernement fédéral et les paiements (y compris les charges de la dette) alloués aux ménages. Voir Atkinson-Stiglitz pour un compte rendu des questions pertinentes (1980, pp. 15-19).

7. Les dépenses per capita ont augmenté de plus de neuf fois tandis que les revenus per capita ont doublé aux prix constants.

8. Voir plus loin (« Méthodes d'estimation ») pour les sources des données.

9. Pour de plus amples détails, voir Singh et Sahni (1984, 1986) et Sahni et Singh (1984) ainsi que les articles de Sims et de Granger.

FIGURE 1
LES DIFFÉRENTES CATÉGORIES DE DÉPENSES PUBLIQUES
(en pourcentage)



Y , sur X et Y respectivement et en examinant les contraintes sur les coefficients estimés. Le modèle à estimer est le suivant :

$$Y_t = b_0 + a_0 X_t + \sum_{j=1}^m a_j X_{t-j} + \sum_{i=1}^n b_i Y_{t-i} + u_t \quad (1)$$

et,

$$X_t = c_0 + d_0 Y_t + \sum_{i=1}^n c_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^m d_j Y_{t-j} + v_t \quad (2)$$

où est exclue toute corrélation entre u_t et v_t (par exemple $E(u_t u_{t'}) = E(v_t v_{t'}) = 0$ pour tout t et t' , $t \neq t'$). Pour vérifier la direction de la causalité, on estime (1) et (2) par la méthode des moindres carrés et l'on vérifie l'hypothèse nulle $a_j = 0$ et $d_j = 0$ pour tout j ($j = 0, 1, \dots, m$) contre l'hypothèse alternative $a_j \neq 0$ et $d_j \neq 0$ (pour au moins quelques j).

Bien entendu, accepter l'hypothèse nulle $a_j = d_j = 0$ ($j = 0, 1, \dots, m$) impliquerait qu'il n'y a pas de causalité liant les variables X et Y . Tout comme accepter que $a_j = 0$ implique que X ne détermine pas Y , accepter que $d_j = 0$ implique que Y ne détermine pas X . Il est aussi évident que rejeter l'hypothèse nulle $a_j = 0$ et $d_j = 0$ (pour au moins quelques j) indiquerait une causalité bidirectionnelle entre X et Y .

C. Méthodes d'estimation

Les données annuelles relatives aux dépenses publiques (dépenses totales et les différentes catégories de dépenses) et aux revenus provinciaux ont été recueillies à partir de plusieurs sources. Les données relatives aux dépenses proviennent de deux documents du Bureau de la Statistique du Québec (BSQ), *Public Accounts of the Province of Quebec* et *Statistique financières du Gouvernement du Québec*. Les données relatives aux revenus provinciaux proviennent d'un autre document du BSQ, *Comptes économiques du Québec*, et de CANSIM (Statistique Canada). Il est à souligner que les données ne sont disponibles que sur une base annuelle. Les données relatives au PNB et celles relatives aux prix proviennent aussi de Statistique Canada.

Il existe des différences entre les données pour la période 1955-1970 et pour 1971-1982 : on a effectué des ajustements aux méthodes de comptabilité du BSQ en ce qui concerne les données sur les dépenses. Nous avons aussi effectué les mêmes ajustements aux données relatives aux revenus provinciaux provenant de CANSIM pour la période 1971-1982 et du BSQ pour 1955-1970.

Comme le montre le tableau 1, les dépenses et les revenus prennent une hausse subite à partir de 1971. Il est donc important de capter cette hausse subite en ajoutant des variables factices aux équations (1) et (2), faute de quoi l'on pourrait avoir une autocorrélation des résidus. Il est à remarquer qu'en modifiant ainsi les équations, on n'arrive pas à enrayer ce changement subit. Dans seulement

deux des douze cas le filtrage est requis : le tableau A-1 résume les estimations des équations qui comprennent les variables factices.

Pour nos estimations, nous avons utilisé des données per capita aux prix courants et aux prix constants. Nous avons aussi corrigé pour la valeur de l'inflation les revenus provinciaux, les dépenses et les différentes catégories de dépenses provinciales en utilisant le déflateur du PNB. Cette approche n'est certes pas idéale, mais il nous semble qu'il n'y ait pas d'autre méthode viable. De plus, nous nous attendons à ce que la plupart des indices changent simultanément et notre approche ne devrait pas grandement affecter nos résultats.

On sait bien que le test F, souvent employé pour identifier le type de causalité, est très sensible à l'autocorrélation des résidus. Nous avons utilisé le test du multiplicateur Lagrange (LM) de Godfrey (1978) pour vérifier s'il n'y a autocorrélation, et si affirmatif, nous utilisons le filtre de Sims (1972). Il est à noter que la technique de filtrage peut donner lieu à des résidus du type *white noise* dans nos estimations. Ainsi, nous avons introduit des variables factices pour contrebalancer tout changement dû aux fluctuations de l'activité économique. Comme les données sur les dépenses et les revenus montrent une tendance vers la hausse, nous avons inclus une variable factice aux équations (1) et (2) pour tenir compte de cette tendance.

Un des problèmes économétriques de la méthode de Granger reste le traitement des variables courantes dans les équations (1) et (2). Par exemple, les valeurs courantes de X dans l'équation Y ne sont pas orthogonales avec le terme d'erreur. De telles estimations sont donc sensibles au problème de simultanéité¹⁰. En outre, Ram (1986) indique que le concept de causalité de Granger dépend d'une séquence temporelle et présume que le passé et le présent déterminent le futur ; il est donc difficile d'interpréter le sens de « causalité instantanée » (c'est-à-dire le présent détermine le présent)¹¹. Pour ces raisons, les variables courantes X_t dans l'équation (1) et Y_t dans l'équation (2) sont exclues de nos estimations.

Finalement, le test de causalité peut être effectué dans le cadre d'un système d'équations où les équations (1) et (2) peuvent être estimées conjointement. Dans un tel cas, on a recours à un test asymptotique des restrictions (c'est-à-dire $a_j = d_j = 0$ pour tout j), le test de probabilité χ^2 . Comme les valeurs de F et de χ^2 se rapportent à la même distribution, il serait intéressant de voir si l'on revient à la même inférence de causalité dans les deux tests. Le tableau A-3 indique les valeurs empiriques de χ^2 pour les données agrégatives.

III. RÉSULTATS EMPIRIQUES

A. Dépenses et revenus : la relation agrégative

On s'attendrait, a priori, qu'il y ait une dépendance mutuelle entre les dépenses et les revenus provinciaux. Les dépenses publiques, financées par une hausse

10. Les auteurs remercient le(la) répondant(e) pour cette suggestion.

11. Voir Ram (1986, p. 408).

du déficit budgétaire, contribuent généralement à l'expansion économique¹². Si elles sont financées par les impôts, il est possible qu'elles contribuent à l'expansion économique tant que le taux marginal de l'épargne de ceux qui payent les impôts est supérieur au taux marginal de l'épargne de ceux qui bénéficient des programmes de dépenses publiques. La demande agrégative, par contre, influence directement les revenus potentiels du gouvernement et aussi l'ampleur du secteur public. Il est raisonnable de croire que chacun de ces deux types d'influence, ou les deux, peuvent prendre plus d'un an pour se compléter. Tout ceci dépend des taux d'ajustement des marchés aux diverses perturbations et doit être vérifié ; il dépendrait des fluctuations de l'activité économique et varierait d'une économie à l'autre.

Le tableau A-1 résume nos estimations qui confirment que les dépenses publiques aux prix courants et constants se conforment bien à notre modèle. Se référant aux données aux prix constants, on note que les valeurs de F et de R^2 sont raisonnablement élevées. Les valeurs moindres du test LM indiquent une absence d'autocorrélation des résidus. Dans aucun cas on a utilisé un filtre. Ces résultats indiquent qu'on devrait rejeter l'hypothèse que $d_1 = d_2 = a_1 = 0$ (voir les équations (1) et (2)). La relation de causalité est donc bidirectionnelle. D'autre part, les revenus courants ne varient qu'avec les dépenses de l'année précédente, tandis que ces revenus affectent les dépenses publiques pendant deux ans. En effet, on retrouve ces mêmes tendances dans les taux de croissance des dépenses publiques et des revenus, au niveau provincial, comme le montre la figure 2.

Quand on estime les équations (1) et (2) conjointement, l'hypothèse que $a_j = d_j = 0$ (pour tout j) peut être rejetée à un niveau significatif de 0,1%. Ces résultats confirment que la relation de causalité entre les revenus et les dépenses totales est bidirectionnelle¹³.

B. *Analyse désagrégative : les revenus et les différentes catégories de dépenses*

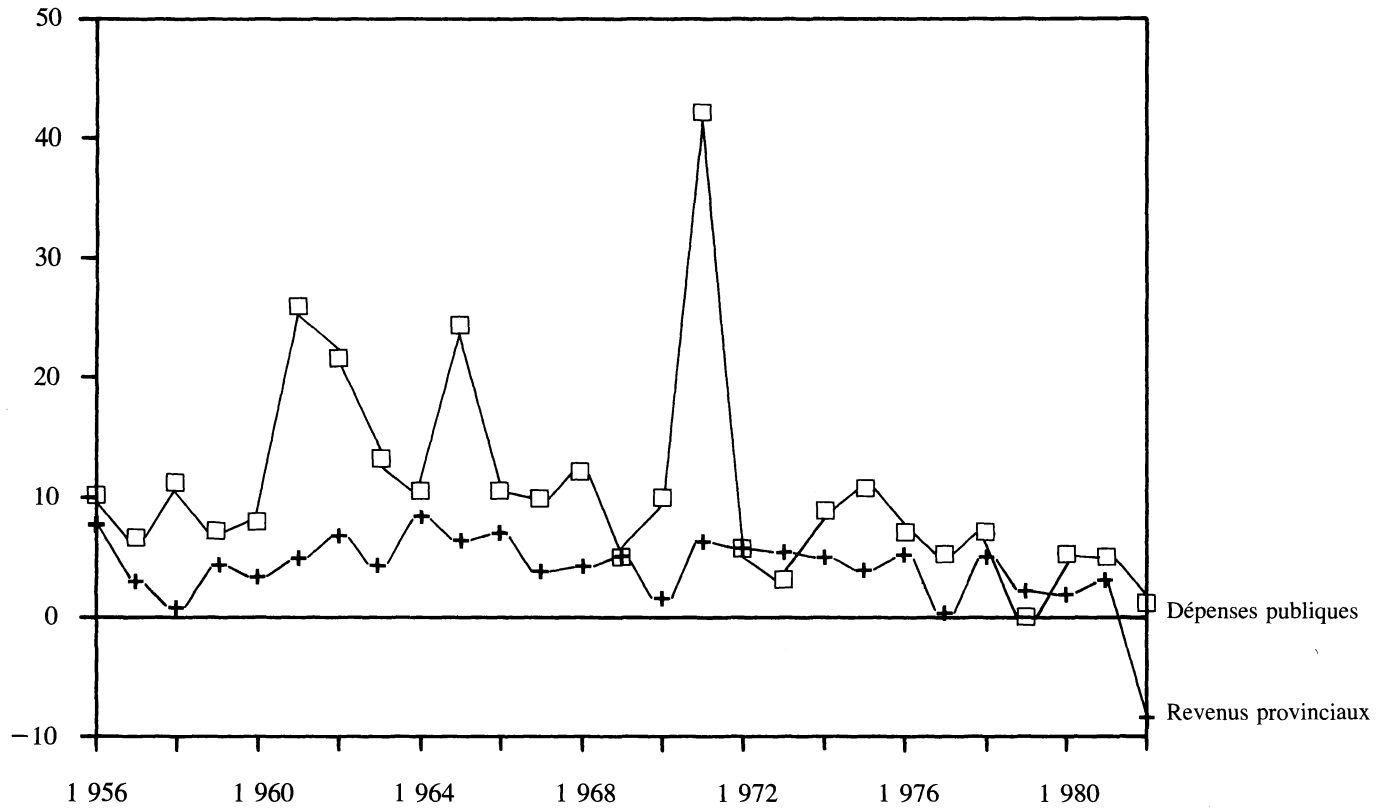
Le test de causalité a été effectué pour quatre des cinq catégories de dépenses, à savoir les dépenses administratives, les dépenses sociales, les dépenses pour le développement et les charges de la dette.

Que l'on considère les dépenses totales ou les différentes catégories de dépenses, toutes les dépenses font augmenter les revenus, comme le veut le multiplicateur. La durée de ce processus varie d'une catégorie de dépenses à l'autre. Parfois, il se complète en une année ; parfois, il demande une plus longue durée.

12. Les grands déficits des années récentes dominent les petits surplus des années précédentes.

13. Il convient d'examiner les résultats du tableau A-3 avec un peu de scepticisme. On sait bien que le test de probabilité χ^2 va rejeter l'hypothèse nulle ($a_j = d_j = 0$ pour tout j) plus souvent que le test F quand l'échantillon est petit (voir, par exemple, Mishkin (1983)). Les valeurs élevées du tableau A-3 confirment cet argument. C'est pourquoi, nous n'avons pas effectué le même test avec les données désagrégatives.

FIGURE 2
TAUX DE CROISSANCE DES DÉPENSES ET DES REVENUS PROVINCIAUX
(en pourcentage)



Les dépenses futures plus élevées, par contre, peuvent s'expliquer par les revenus courants supérieurs, selon l'hypothèse suivante : l'augmentation des revenus pourrait mener à une hausse de la demande pour plusieurs types de services financés par le secteur public. D'autre part, dans un contexte régional, il faut tenir compte des influences extérieures. Cependant, au Québec, les subventions ont généralement été de moins de 10% des dépenses totales¹⁴. Incidemment, la plupart des subventions ont été allouées à la catégorie « dépenses sociales »¹⁵. Ces subventions ne représentent qu'une petite fraction des dépenses dans cette catégorie. Les dépenses administratives et les charges de la dette ne furent presque pas subventionnées. Ainsi, les revenus provinciaux du Québec pourraient, après tout, influencer la valeur des dépenses allouées à plusieurs programmes.

Les estimations empiriques contenues au tableau A-2 révèlent une causalité bidirectionnelle pour les revenus provinciaux et pour toutes les catégories de dépenses publiques, sauf les dépenses administratives et les charges de la dette. Pour les dépenses administratives, la causalité unidirectionnelle part de Y à X et pour les charges de la dette, de X à Y . Les variations des revenus qui affectent les dépenses administratives peuvent s'expliquer par le fait que les revenus réels ont considérablement augmenté (de \$13 milliards à \$157 milliards). Le relâchement des contraintes sur les dépenses était facilité par les déficits budgétaires de la Province sur toute la période de l'échantillon. Quant à la direction de la causalité pour les charges de la dette ($X \rightarrow Y$), il est raisonnable de croire que comme il s'agit de transferts, ces charges feraient augmenter les revenus.

Les dépenses sociales, la catégorie la plus importante, démontrent une relation avec feedback (causalité bidirectionnelle, par exemple) ; l'impact des dépenses sur les revenus dure cependant trois ans. Étant donné la nature des dépenses (par exemple, sur l'éducation, la santé, le bien-être), ce résultat est facile à défendre. Quant à la dernière catégorie, dépenses pour le développement, la relation de causalité est plutôt faible parce que les tests sont significatifs seulement à 10%¹⁶.

14. En 1982-83, par exemple, les subventions totales fédérales étaient de l'ordre de 8,8% des dépenses provinciales totales. La peréquation, comme indiquée, constituait 12,4% des dépenses du Québec pour 1982-1983. À ces deux éléments, il fallait ajouter les transferts de points d'impôt.

15. En 1982-83, la dernière année pour laquelle on a les données, les subventions totales pour les dépenses sociales étaient de l'ordre de 12,3% pour cette catégorie. Pour les dépenses de développement, elles étaient de l'ordre de 5,4% et 0,006% pour les dépenses administratives. Il n'y avait pas de subventions pour les charges de la dette.

16. Deux particularités des données sont à noter. Les dépenses pour les différentes composantes de la catégorie « dépenses pour le développement », à savoir, le transport et les communications, ressources naturelles et industries primaires, ont vu leur part des dépenses totales provinciales diminuer sur toute la période (de 33% en 1955 à 8% en 1982). Calculées per capita, toutes les dépenses de cette catégorie ont augmenté de 105 \$ en 1955 à 271 \$ en 1982, en termes réels. Les différentes composantes citées plus haut ne démontrent aucune tendance bien définie. Les dépenses pour la composante « commerce et expansion industrielle » a été négligeable (moins de 1% des dépenses totales). Il y a donc trop de différences entre les différentes composantes de cette catégorie pour qu'on puisse en faire une analyse cohérente.

V. CONCLUSION

Quoique la plupart des études empiriques macro-économiques et de finances publiques postulent une direction de causalité opposée en ce qui concerne la relation entre les dépenses per capita et le revenu per capita, cette étude démontre qu'il existe un élément de feedback entre ces deux variables. Dans le cas d'une économie régionale, à savoir le Québec, où il existe des influences extérieures sur les deux variables, ces variables sont liées par une causalité bidirectionnelle. Ainsi, les augmentations de dépenses publiques et de revenus provinciaux se renforcent mutuellement¹⁷.

Une importante conclusion se dégage de cette étude : l'analyse des politiques du secteur public, où les dépenses sont généralement considérées comme exogènes, devrait être modifiée pour tenir compte de la dépendance de ces dépenses du revenu national. D'ailleurs, à la lumière des relations de causalité établies ici, il serait utile d'établir l'importance relative des différentes politiques économiques à partir d'un modèle plus général du secteur public.

BIBLIOGRAPHIE

- ANASTASOPOULOS, A., et W.A. SIMS, (1983), « The Regional Impact of the Disintegration of the Canadian Common Market : The Case of Quebec », *Southern Economic Journal*, vol. 49, pp. 743-763.
- ATKINSON, A.B. et J.E. STIGLITZ, (1980), *Lectures on Public Economics* (New York : McGraw-Hill).
- BOX, G.E.P. et G.M. JENKINS, (1970), *Times Series Analysis Forecasting and Control* (San Francisco : Holden-Day).
- GÓDFREY, L.G. (1978), « Teasting for Higher Order Correlation in Regression Equations When the Regressors include Lagged Dependant Variables », *Econometrica*, vol. 46, pp. 1303-1310.
- GRANGER, W.J. (1969), « Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross Spectral Methods », *Econometrica*, mai, pp. 424-438.
- GUNNING, J.W., M. OSTERRIETH, et J.L. WAELEBROECK, « The Price of Energy and Potential Growth of Developing Countries », *European Economic Review*, vol. 7, n° 1, pp. 35-62.
- LINNEMAN, H., J. DE HOOGH, M.A. KEYZER et H.D.J. VAN HEEMST, (1979), *MOITRA : A Model of International Relations in Agriculture* (Amsterdam : North Holland).
- MISHKIN, F.S. (1983), *A Rational Expectations Approach to Macroeconometrics : Testing for Policy Effectiveness and Efficient Markets Models*. Chicago, University of Chicago Press for the National Bureau of Economic Research.

17. Ceci est vrai quand on utilise les données agrégées et désagrégées pour les dépenses. Les exceptions sont les dépenses administratives ($Y \rightarrow X$) et les charges de la dette ($X \rightarrow Y$).

- RAM, R. (1986), « Causality between Income and Government Expenditure : A Broad International Perspective », *Public Finance/Finance Publique*, vol. XXXIX, n° 3, pp. 359-393.
- SAHNI, B.S. et B. SINGH, (1984), « On the Causal Directions Between National Income and Government Expenditure in Canada », *Public Finance/Finance Publique*, vol. XXIX, n° 3, pp. 359-393.
- SIMS, C., (1972), « Money, Income and Causality », *American Economic Review*, 62, (septembre), pp. 540-552.
- SINGH, B et B.S. SAHNI, (1984), « Causality Between Public Expenditure and National Income », *Review of Economics and Statistics*, vol. LXVI, n° 4, pp. 630-644.
- SINGH, B. et B.S. SAHNI, (1986), « Patterns and Directions of Causality Between Government Expenditure and National Income in the United States », *Journal of Quantitative Economics*, vol. 2, pp. 291-308.

TABLEAU A-1
DÉPENSES TOTALES DU GOUVERNEMENT

| Équations | Prix courants | | | | Prix constants | | | |
|-------------------------------------------------------------------------------------|----------------------------|---------|--------------------|-------------------------------|----------------------------|--------|--------------------|--------------------------------|
| | R ² | LM (1) | Fc | Fr | R ² | LM (1) | Fc | Fr |
| 1. $Y = f(X_{-1}, X_{-2}, X_{-3}, Y_{-1}, Y_{-2}, DX_{-1}, DX_{-2}, DX_{-3}, D, t)$ | .9971 | 2.7816 | 484.169 (10,14) | | .9904 | .4392 | 144.590 (10,14) | |
| 2. $Y = f(X_{-1}, X_{-2}, Y_{-1}, Y_{-2}, DX_{-1}, DX_{-2}, D, t)$ | .9958 | 12.1008 | 478.575 (8,16) | 6.2759 ^b (1,14) | .9884 | 3.5952 | 170.179 (8,16) | 2.9167 (1,14) |
| 3. $Y = f(X_{-1}, Y_{-1}, Y_{-2}, DX_{-1}, D, t)$ | .9957 | 2.1552 | 702.199 (6,18) | 3.3793 ^c (2,14) | .9873 | .5256 | 233.613 (6,18) | 2.2604 (2,14) |
| 4. $Y = f(Y_{-1}, Y_{-2}, D, t)$ | .9950 | 1.7856 | 987.530 (4,20) | 3.3793 ^b (3,14) | .9854 | .9696 | 337.885 (4,20) | 2.4306 ^d (3,14) |
| Filtre | | | | | | | | |
| 5. $X = f(Y_{-1}, Y_{-2}, Y_{-3}, X_{-1}, X_{-2}, DY_{-1}, DY_{-2}, DY_{-3}, D, t)$ | .9995 | .3696 | 2599.88 (10,14) | | .9996 | 1.0464 | 3788.41 (10,14) | |
| 6. $X = f(Y_{-1}, Y_{-2}, X_{-1}, X_{-2}, DY_{-1}, DY_{-2}, D, t)$ | .9995 | .2112 | 3701.34 (8,16) | 0 (1,14) | .9996 | .6960 | 5315.46 (8,16) | 0 (1,14) |
| 7. $X = f(Y_{-1}, X_{-1}, X_{-2}, DY_{-1}, D, t)$ | .9994 | 1.9632 | 4890.54 (6,18) | 1.4 (2,14) | .9980 | 1.6344 | 1486.92 (6,18) | 28 ^a (2,14) |
| 8. $X = f(X_{-1}, X_{-2}, D, t)$ | .9983 | .0504 | 2907.33 (4,20) | 11.2 ^a (3,14) | .9971 | 1.3560 | 1695.08 (4,20) | 29.1667 ^a (3,14) |
| Filtre | | | | | | | | |
| Inférence | | | | | | | | |
| | Causalité bidirectionnelle | | | | Causalité bidirectionnelle | | | |

NOTE : Fc vérifie l'hypothèse que toutes les variables explicatives ont un coefficient de zéro et Fr vérifie l'hypothèse que toutes les variables explicatives exclues de la première équation ont un coefficient de zéro. LM(1), le test du Multiplicateur Lagrange de Godfrey, vérifie l'autocorrélation des résidus et a une distribution asymptotique X^2 (1).

^a significatif à 1%, ^b significatif à 5%, ^c significatif à 10%, ^d significatif à 10% (« marginalement »)

DX_i et DY_i sont des variables factices d'interaction et D est une variable factice d'intercept. D a une valeur unitaire pour la période 1971-82

TABLEAU A-2

| Équations | Dépenses administratives | | | | Dépenses sociales | | | | Dépenses pour le gouvernement | | | | Charges de dette publique | | | |
|-------------------------------------------------------------------------------------|----------------------------------------------|--------|--------------------|------------------------------|-------------------------------|--------|--------------------|-------------------------------|-------------------------------|--------|--------------------|-------------------------------|----------------------------------------------|--------|--------------------|------------------------------|
| | R ² | LM(1) | Fc | Fr | R ² | LM(1) | Fc | Fr | R ² | LM(1) | Fc | Fr | R ² | LM(1) | Fc | Fr |
| 1. $Y = f(X_{-1}, X_{-2}, X_{-3}, Y_{-1}, Y_{-2}, DX_{-1}, DX_{-2}, DX_{-3}, D, t)$ | .5271 | 1.7754 | 1.3376 (10,12) | | .9911 | .984 | 155.529 (10,14) | | .9908 | 1.3392 | 151.510 (10,14) | | .9936 | .816 | 218.081 (10,14) | |
| 2. $Y = f(X_{-1}, X_{-2}, Y_{-1}, Y_{-2}, DX_{-1}, DX_{-2}, D, t)$ | .4152 | 1.4212 | 1.2426 (8,14) | 2.8395 (1,12) | .9877 | 3.42 | 160.697 (8,16) | 5.3483 ^a (1,14) | .9905 | .5664 | 209.014 (8,16) | .4565 (1,14) | .9925 | 2.9712 | 264.744 (8,16) | 2.4063 (1,14) |
| 3. $Y = f(X_{-1}, Y_{-1}, Y_{-2}, DX_{-1}, D, t)$ | .3957 | .4708 | 1.7464 (6,16) | 1.6672 (2,12) | .9971 | .684 | 229.103 (6,18) | 5.7143 ^b (2,14) | .9899 | 1.3104 | 295.435 (6,18) | .6848 (2,14) | .9922 | 3.576 | 382.355 (6,18) | 1.5313 (2,14) |
| 4. $Y = f(Y_{-1}, Y_{-2}, D, t)$ | .3747 | .319 | 2.6964 (4,18) | 1.2890 (3,12) | .9854 | .9696 | 337.885 (4,20) | 2.9888 ^c (3,14) | .9854 | .9696 | 337.885 (4,20) | 2.7391 ^c (3,14) | .9852 | .96 | 337.885 (4,20) | 6.125 ^a (3,14) |
| Filtre | (1-.75L) ² | | | | | | | | | | | | | | | |
| 5. $X = f(Y_{-1}, Y_{-2}, Y_{-3}, X_{-1}, X_{-2}, DY_{-1}, DY_{-2}, DY_{-3}, D, t)$ | .9936 | .228 | 215.782 (10,14) | | .9986 | 2.112 | 977.263 (10,14) | | .5937 | 1.5554 | 1.7532 (10,12) | | .9859 | .5616 | 97.5532 (10,14) | |
| 6. $X = f(Y_{-1}, Y_{-2}, X_{-1}, X_{-2}, DY_{-1}, DY_{-2}, D, t)$ | .9934 | .2496 | 302.429 (8,16) | .4375 (1,14) | .9985 | 2.2224 | 1376.20 (8,16) | 1 (1,14) | .5832 | .176 | 2.4483 (8,14) | .147 (1,12) | .9852 | 1.0224 | 133.314 (8,16) | .695 (1,14) |
| 7. $X = f(Y_{-1}, X_{-1}, X_{-2}, DY_{-1}, D, t)$ | .9888 | .7968 | 265.682 (6,18) | 5.25 ^b (2,14) | .9970 | 1.5144 | 984.59 (6,18) | 8 ^a (2,14) | .4526 | 3.4738 | 2.2046 (6,16) | 2.0837 (2,12) | .9815 | 8.2128 | 158.749 (6,18) | 2.1844 (2,14) |
| 8. $X = f(X_{-1}, X_{-2}, D, t)$ | .9877 | 1.5792 | 402.986 (4,20) | 4.302 ^b (3,14) | .9955 | 5.424 | 1109.77 (4,20) | 10.33 ^a (3,14) | .2950 | .1958 | 1.8827 (4,18) | 2.9407 ^c (3,12) | .9801 | 7.0152 | 245.852 (4,20) | 1.9196 (3,14) |
| Filtre | | | | | | | | | (1-.751) ² | | | | | | | |
| Inférence | Causalité unidirectionnelle Y détermine X | | | | Causalité bidirectionnelle | | | | Causalité bidirectionnelle | | | | Causalité unidirectionnelle X détermine Y | | | |

NOTE : Fc vérifie l'hypothèse que toutes les variables explicatives ont un coefficient de zéro et Fr vérifie l'hypothèse que toutes les variables explicatives exclues de la première équation ont un coefficient de zéro. LM(1), le test du Multiplicateur Lagrange de Godfrey, vérifie l'autocorrélation des résidus et a une distribution asymptotique $X^2(1)$.

^a significatif à 1 %, ^b significatif à 5 %, ^c significatif à 10 %, ^d significatif à 10 % (« marginalement »)

DX_i et DY_i sont des variables factices d'interaction et D est une variable factice d'intercept. D a une valeur unitaire pour la période 1971-82

TABLEAU A-3
ESTIMATION CONJOINTE DES ÉQUATIONS (1) ET (2)
(Dépenses totales du gouvernement)

| | Prix courants | Prix de 1980 |
|--------------------|---------------|--------------|
| L_u | -276,286 | -265,814 |
| L_c | -297,955 | -301,639 |
| Valeur de χ^2 | 43,338* | 71,65* |

1. La valeur $-2(L_c - L_u)$ se réfère à une distribution asymptotique, où
 q = le nombre de contraintes (c'est-à-dire $a_j = d_j = 0$, pour tout j)
 L_c = le logarithme de la fonction de probabilité du modèle avec restrictions
 L_u = le logarithme de la fonction de probabilité du modèle sans restriction
 * = significatif à 0,1%